

THESIS / THÈSE

MASTER EN SCIENCES ÉCONOMIQUES

Influence des indices boursiers sur le bonheur des citoyens

Dahan, Jérémie

Award date:
2021

Awarding institution:
Université de Namur

[Link to publication](#)

General rights

Copyright and moral rights for the publications made accessible in the public portal are retained by the authors and/or other copyright owners and it is a condition of accessing publications that users recognise and abide by the legal requirements associated with these rights.

- Users may download and print one copy of any publication from the public portal for the purpose of private study or research.
- You may not further distribute the material or use it for any profit-making activity or commercial gain
- You may freely distribute the URL identifying the publication in the public portal ?

Take down policy

If you believe that this document breaches copyright please contact us providing details, and we will remove access to the work immediately and investigate your claim.



EFASM009 Mémoire de Fin d'Études

Master en Sciences Économiques

Année Académique 2020-2021

Influence des indices boursiers sur le bonheur des citoyens
--

Partie Individuelle

Dahan Jérémie

Titulaire : Professeur Jean-Yves Gnabo

Assistants : Doux Baraka Kusunza, Auguste Debroise, François-Xavier Ledru

Table des matières

1.Introduction.....	3
2.Revue de littérature.....	4
2.1 Bonheur et Bien-être.....	4
2.2 Facteurs économiques.....	4
2.3 Crise financière, chômage et bien-être.....	5
2.4 Marchés et bien-être.....	5
3. Données.....	6
3.1 Choix des sources et problématiques.....	6
3.2 Variables.....	7
3.3 Structure et échantillon.....	10
3.4 Analyse exploratoire.....	11
4. Méthode et Modèle.....	14
4.1 Méthode.....	14
4.2 Modèle.....	15
5. Résultats et analyse.....	16
5.1 Régression linéaire.....	16
5.2 Qualité du modèle.....	18
5.3 Significativité des variables.....	18
5.4 Analyse des coefficients.....	19
5.5 Limites du modèle.....	20
6. Conclusion.....	21
Bibliographie.....	23
Annexes.....	25

1. Introduction

La déclaration d'indépendance des Etats-Unis a érigé la recherche du bonheur comme un droit inaliénable de l'Homme¹. Encore faudrait-il savoir ce qu'est le bonheur. Or celui-ci peut avoir des significations fort variées selon les époques, les pays, les cultures ou encore les générations². Vouloir étudier ce qui influence le bonheur reviendrait alors à étudier les déterminismes de chaque individu. Depuis les années 1980, des auteurs tels qu'Edward Diener ou Ruut Veenhoven ont développé le concept de bien-être subjectif ainsi que des méthodes de quantification de celui-ci. Cette manière d'envisager le bien-être a ouvert la porte à d'innombrables études traitant de ses facteurs déterminants au cours des années. Parmi les déterminants proposés, de nombreux sont économiques, comme le PIB par habitant, le revenu, le chômage ou les crises économiques majeures.

Malgré toutes ces études, plusieurs facteurs potentiels ne semblent pas avoir été explorés : la variation des marchés boursiers, et le poids des marchés financiers dans l'économie. Or, il semble assez paradoxal que, dans un monde où une crise économique puisse prendre des proportions planétaires et dramatiques, où des millions de personnes perdent leur logement, leur emploi et où autant de sociétés ont fait faillite³, on ne se penche pas sur les liens des marchés boursiers avec le bien-être.

Nous posons alors cette question : « quelle influence ont la variation des indices boursiers ainsi que le poids de la finance dans l'économie sur le bien-être ? »

Afin d'y répondre, nous procéderons d'abord à une revue de la littérature sur le sujet et verrons en quoi les variables que nous intégrons ont un intérêt.

Nous présenterons ensuite la base de données que nous avons créée en regroupant des données de variations des principaux indices boursiers des pays considérés, des données sur la capitalisation totale du marché des pays en pourcentage de leur PIB, leur taux de chômage, et le revenu moyen par habitant au cours des années 2010 à 2019, obtenant ainsi un panel de 23 pays sur 10 ans.

Sur base de cela, nous procéderons à une régression de panel à effets fixes avec variables muettes et analyserons la qualité du modèle ainsi que le signe et la significativité des variables.

Enfin, nous conclurons par une discussions sur les limitations de notre modèle et formulerons des

¹ <https://www.archives.gov/founding-docs/declaration>

² <https://fr.wikipedia.org/wiki/Bonheur#%C3%89tymologie>

³ <https://www.newyorker.com/magazine/2018/09/17/the-real-cost-of-the-2008-financial-crisis>

propositions d'amélioration de celui-ci.

2. Revue de la littérature

2.1 Bonheur et bien-être

La littérature liée au bonheur est ancienne, abondante et variée. La première question est de savoir ce qu'on entend par bonheur. Le sujet a été très largement traité par Diener (1984) et dans le concept qu'il a introduit de bien-être subjectif, qu'il définit comme la perception que les personnes interrogées se font de leur propre vie, d'une manière générale. Ce concept a par la suite souvent été réutilisé dans les études liées au bonheur des populations. Cette vision subjective est également présente dans la définition du bonheur de Veenhoven (1984), à qui l'on doit par ailleurs la création de la base de données mondiale du bonheur. Cette base de données montre un phénomène qu'il est utile de relever : les indices de bonheur varient peu d'année en année, indiquant déjà que l'observation de variations de bien-être causées par divers facteurs se fera sur de longues durées. Par la suite d'autres mesures du bonheur ont été réalisées, notamment l'indicateur du vivre mieux développé par l'OCDE qui a l'avantage d'intégrer le bien-être subjectif en plus de 10 autres composantes comme expliqué par Durand (2015) et Koronakos et al (2019).

2.2 Facteurs économiques

Les relations entre les phénomènes économiques et le bien-être sont de natures diverses. Selon Diener et Seligman (2004), l'augmentation des revenus n'est pas toujours associée à une augmentation de bien-être. Veenhoven (1991) a montré que la corrélation entre le bien-être et le revenu était plus grande dans les pays pauvres que dans les pays riches. Diener et al (2009) font la distinction entre la satisfaction de la vie, liée au revenu, et le bien-être qui dépend plus des liens sociaux. Pour Tella et al (2003), le bonheur est fortement corrélé au PIB par habitant ainsi qu'au revenu. Eiffe et al (2016) considèrent que le facteur le plus important dans les éléments matériels liés au bien-être subjectif est le revenu net disponible des ménages. Néanmoins, selon Gudmundsdottir (2013), la majorité des études réalisées sur l'impact du revenu sur le bien-être ne considèrent qu'une hausse du revenu. Les effets des baisses de revenus ont été étudiés par le biais du chômage. De plus, Di Tella et al (2001) ont montré que le taux de chômage n'influe pas seulement sur le bonheur par la perte de revenu, mais aussi par l'impact moral qu'il cause lorsque les individus constatent une augmentation de personnes

sans emploi autour d'eux. C'est pourquoi le taux de chômage sera également intégré dans notre modèle.

2.3 Crise financière, chômage et bien-être

La définition même de crise est moins aisée qu'il n'y paraît. Pour Frankel et Saravelos (2010), on considère une baisse de valeur comme une crise lorsqu'elle atteint un certain seuil. Ce seuil dépend du secteur en crise. Pour une crise de dévaluation monétaire, il s'agit d'une dévaluation d'environ 25%. Il est généralement admis qu'une baisse de valeurs boursières de 20% sur une période d'un mois constitue un krach boursier, tandis qu'à 10% il s'agit d'une correction du marché. Sur des périodes de temps plus longues, allant de quelques mois à plusieurs années, on parle de marché baissier. Selon ces informations, nous avons posés 8% comme baisse suffisante à considérer sur des périodes courtes. Au-delà de 19% et sur de plus longues durées, nous avons classés cette baisse comme un marché baissier. La base de données de Reinhart et Rogoff (2009) nous a permis de comparer les crises ainsi obtenues avec les crises répertoriées.

Les crises économiques semblent impacter le bien-être de deux façons différentes. L'une de manière directe, par la peur de perdre son emploi en période de récession, comme le montrent Tella et al (2003). L'autre de manière indirecte, par une augmentation du chômage comme le prouvent Veenhoven et Hagenaar (1989). Pan (2018) a montré une causalité forte d'une diminution des valeurs boursières sur l'augmentation du chômage dans les pays du G7. Dans les autres pays développés, les relations entre valeurs boursières et chômage sont bilatérales, alors que dans les pays émergents, c'est le chômage qui impacte de manière unilatérale les valeurs boursières. Ce lien entre valeurs boursières et chômage a également été mis en avant par Farmer (2012).

Enfin, comme le soulignent Claessens et Kose (2013 pp. 3), *"les crises sont, à un certain niveau, des manifestations extrêmes des interactions entre le secteur financier et l'économie réelle"*. Ce qui peut impliquer que les crises, ou du moins les fortes variations des valeurs boursières, soient en partie liées au poids de la finance dans l'économie. En prenant compte de cela, il est légitime de s'interroger sur l'impact du poids de la finance dans l'économie sur le bien-être.

2.4 Marchés et bien-être

Dans plusieurs études récentes, certains chercheurs commencent à s'intéresser au potentiel prédictif du bonheur sur la volatilité des marchés, la rentabilité des actions, et le volume d'actions détenu. Ainsi, Zhang et al (2016), et par après Li et al (2017) ainsi que Naeem et al (2020), ont montrés que

le bonheur pouvait impacter les valeurs futures de la rentabilité des actions, ainsi que la volatilité des marchés. Ces études ont pour point commun l'utilisation d'un outil de mesure du bonheur récemment développé : L'hédonomètre⁴. Cet outil analyse 10% des messages tweeter quotidiens et fait varier un indice en fonction de la présence dans ces messages d'une liste de mots clés liés à des sentiments positifs ou négatifs. Rao et al (2016), montrent également, en utilisant cet outil, que la propension des foyers à investir varie selon l'indice de bonheur de l'hédonomètre.

Cependant, à notre connaissance, aucune étude ne s'intéresse à la relation inverse, c'est-à-dire à l'impact des variations du marché boursier sur le bien-être.

Ainsi, cette étude se propose :

- De mesurer l'importance de la financiarisation de l'économie dans le bien-être d'un pays par l'intermédiaire de la part de la capitalisation des principales valeurs d'un marché boursier national par rapport à son PIB.
- De déterminer l'existence d'une potentielle corrélation entre variation des marchés boursiers et bien-être sur une période de 10 ans.

3.Données

3.1 Choix des sources et problématiques

Les valeurs des différentes variables considérées dans notre étude ont été récoltées à partir de 4 sources différentes. En ce qui concerne l'indice de bonheur, il a d'abord été extrait de la *World database of happiness*⁵, qui compile un grand nombre d'études et d'indices utilisés pour mesurer le bien-être subjectif dans la plupart des pays. Cependant, les indices ne variant que très peu au cours du temps, et étant limités à des valeurs au dixième près, nous avons finalement optés pour les indices du bien-être subjectif issus de la base de données du *World happiness report*⁶ publié par Gallup en 2020. Les indices de Gallup ont l'avantage, en plus d'être disponibles pour l'ensemble des

⁴ https://www.hedonometer.org/timeseries/en_all

⁵ <https://worlddatabaseofhappiness.eur.nl/>

⁶ <https://worldhappiness.report/ed/2020/>

pays étudiés et sur toute la période prise en compte, de s'étendre à des valeurs à plusieurs décimales près, ce qui permet une meilleure observation des variations de bien-être subjectif, même minimales.

La base de données de l'OCDE a été utilisée pour recueillir les informations concernant le revenu brut ajusté des ménages ainsi que le taux de chômage des pays considérés. Il est à noter que certaines valeurs de revenu brut disponible des ménages n'étaient pas existantes. Nous avons donc procédé à leur calcul en utilisant l'indice OCDE basé sur l'année de référence 2007. Après vérification, nous obtenions bien des valeurs très proches de celles disponibles et avons donc complété la base de données en utilisant cette méthode.

La capitalisation totale du marché par pays en pourcentage de leur PIB respectifs a été obtenue par les informations fournies sur le site de Ceicdata, qui est un fournisseur réputé fiable d'informations économiques. Cette source a été préférée à la base de données de la World Bank, car celle-ci était très lacunaire en ce qui concerne la capitalisation du marché en pourcentage du PIB. En effet, ces données, autrefois publiées par Standard & Poor's, sont désormais accessibles uniquement de manière payante sur la base de données de la World Federation of Exchanges. De plus, les méthodes de calcul peuvent différer selon ces 2 sources, nous avons donc optés pour les données continues de Ceicdata.⁷

La dernière source utilisée est le site Investing.com qui nous a permis d'analyser d'abord visuellement les variations des indices boursiers des différents pays, grâce à ses outils d'analyse graphique, et par après d'obtenir toutes les valeurs boursières nécessaires. La question de la fiabilité ne se posant pas spécialement ici car il s'agit simplement de retourner des valeurs boursières disponibles dans chaque marché. Nous avons toutefois procédé à des vérifications ponctuelles des valeurs par mesure de précaution, et n'avons trouvé aucune divergence avec d'autres sources.

3.2 Variables

Variable expliquée

Dans cette étude, la variable dont on cherche à expliquer les mouvements est le bien-être, représenté par l'indice Gallup de bien-être subjectif.

⁷ <https://www.ceicdata.com/en/indicator/market-capitalization--nominal-gdp>

Dans la base de données Gallup, cet indice est appelé « *ladder index* », et est déterminé en demandant aux personnes interrogées de situer sur une échelle de 0 à 10 leur niveau de bien-être général. 0 étant le niveau minimum et 10 le niveau maximum de bien-être. Les sondages se faisant souvent sur plusieurs milliers de personnes, et rarement en dessous de 1000. Il faut préciser qu'il s'agit bien ici de bien-être subjectif, c'est-à-dire qu'il indique le sentiment propre des individus, et n'est pas calculé sur base d'autres facteurs, comme des facteurs économiques, bien que ceux-ci peuvent influencer ce sentiment. C'est justement cette influence que l'on veut déterminer.

Dans notre base de données et notre étude, elle sera notée **GHI**.

Variables exogènes

Dans notre modèle, nous avons pris en compte 2 variables explicatives sur base de ce que nous avons pu trouver pertinent dans la littérature, et 4 autres variables explicatives, dont 3 que nous avons construit à partir des données de variations des indices boursiers nationaux.

Les 2 variables issues de la littérature sont :

- 1) **RBAM** : Le revenu brut ajusté des ménages. Dans la littérature (Eiffe et al, 2016), le revenu disponible des ménages est reconnu comme étant un des principaux déterminants du bien-être. Il a peu à peu remplacé le PIB par habitant dans les études liées au bonheur et au niveau de développement d'un pays car étant plus représentatif de leurs revenus réels. Nous avons choisi le revenu brut ajusté disponible plutôt que le revenu net disponible, car le revenu brut prend en compte les transferts en nature des administrations publiques telle que présentée dans la définition de l'OCDE : « *Le revenu brut ajusté des ménages est le revenu ajusté par les transferts en nature des administrations publiques et reçus par les ménages, tels que la santé ou l'éducation dispensé à titre gratuit ou à prix modérés par le gouvernement et les ISBLSM* »⁸. Le **RBAM** intègre également les aides sociales, nous permettant ainsi de nous passer d'autres variables, mesurant le niveau des indemnités de chômage par exemple et qui peuvent influencer, ou du moins mitiger les pertes de bien-être des individus.
- 2) **Unemployment rate** : Le taux de chômage annuel d'un pays. D'après Di Tella et al (2001) le chômage a une relation inverse sur le bien-être subjectif. Par ailleurs, le taux de chômage peut être causé par les variation boursières (Pan, 2018), se reflétant ainsi sur le bien-être.

⁸ OCDE (2021), Revenu disponible des ménages (indicateur). doi: 10.1787/02eb4ee6-fr (Consulté le 15 mai 2021)

MarketCap of GDP : La capitalisation boursière des principales entreprises d'un pays en pourcentage du PIB. Appelé aussi indicateur Buffett, du nom de celui qui a popularisé son utilisation, il permet d'évaluer si le marché d'un pays est surévalué ou sous-évalué. Mais dans notre étude, il sera utilisé afin de mesurer la financiarisation d'une économie et sa sensibilité aux fluctuations du marché. A notre connaissance, il n'y a pas de littérature liant cette variable au bien-être.

Nous avons tenté de capturer les variations des indices boursiers qui pourraient influencer le bien-être. Tous les indices boursiers fluctuant beaucoup, nous avons divisés les événements des indices en 2 catégories : Les corrections de marché et chutes rapides des valeurs d'une part, et les marchés baissiers sur des plus longues périodes d'autre part. Nous avons considéré la possibilité que ces deux types de réductions de valeur aient des impacts différents sur le bien-être.

Construction de CorrIndex

Pour ce qui est des corrections et chutes rapides, nous avons d'abord répertorié les éléments suivants :

NbCorr/Year : Le nombre de corrections ou chutes dans l'année considérée. Il s'agit d'une réduction de valeur des indices nationaux comprise entre 8% et 19%. Elles ont été déterminées par analyse graphique des indices et se produisent sur de relativement courtes périodes (moins de 2 mois). Elles se produisent généralement en marché haussier ou plat, ce qui permet de les différencier des variations lors de marchés baissiers.

NegVarCorr : La variation négative du marché en pourcentage lors de ces corrections ou chutes, pour en mesurer l'amplitude. Lorsque plusieurs corrections ont eu lieu au cours d'une même année, nous avons procédé à une moyenne de celles-ci.

Sur base de ces 2 sortes d'éléments liés aux corrections comme définies plus haut, nous avons construit une variable **CorrIndex** qui combine ces informations et qui sera utilisée dans le modèle présenté au chapitre 4.

La variable **CorrIndex** est le produit $\text{NbCorr/Year} * \text{NegVarCorr}$, soit le nombre de corrections au cours d'une année, multiplié par le pourcentage moyen de ces variations. L'idée étant qu'aussi bien la fréquence et l'amplitude de la diminution de l'indice aient un impact combiné.

Construction de BmIndex

Pour ce qui est des marchés baissiers, 2 autres éléments ont été répertoriés :

NegVarBM : La variation négative totale du début à la fin du marché baissier (Bear market en anglais, d'où l'abréviation BM).

NbDaysBM : La durée totale en jours du marché baissier. Il est important de noter que pour des raisons pratiques, une année a été considérée comme équivalent à 365 jours et non pas 252 jours d'ouverture des marchés boursiers.

Encore une fois, sur base de ces 2 éléments, nous avons construit la variable **BmIndex** qui a été obtenue par le produit $\text{NegVarBM} * (\text{NbDaysBM}/365)$, soit la proportion de jours de marché baissier sur une année, multiplié par le pourcentage de la baisse. L'idée étant qu'aussi bien la durée d'un marché baissier que la valeur de la baisse puissent impacter le bien-être.

Enfin, la variable **VolatilityRate**, qui est le taux de volatilité moyen d'un indice pendant l'année. Il est obtenu en calculant l'écart-type moyen de la variation de l'indice durant une année. Il est généralement admis comme un indicateur de risque d'un indice ou une action et permet de capturer aussi bien les diminutions que les augmentations de l'indice, à la différence des deux variables précédemment construites qui ne capturent que certains types de baisses.

3.3 Structure et échantillon

Nous avons décidé de travailler en panel, classé par pays et par années pour chaque pays. Cela nous permet ainsi d'avoir un plus grand nombre d'observations.

L'échantillon de pays (voir annexe 1) a été sélectionné selon la disponibilité des informations, mais également selon leur appartenance aux pays classés par le FMI comme étant des pays économiquement avancés⁹ car, comme vu dans la littérature (Pan, 2018), les effets des variations d'indices boursiers se reflètent différemment sur le taux de chômage selon l'état d'avancement économique d'un pays, ce qui pouvait biaiser les résultats.

⁹ <http://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2016/01/pdf/text.pdf>

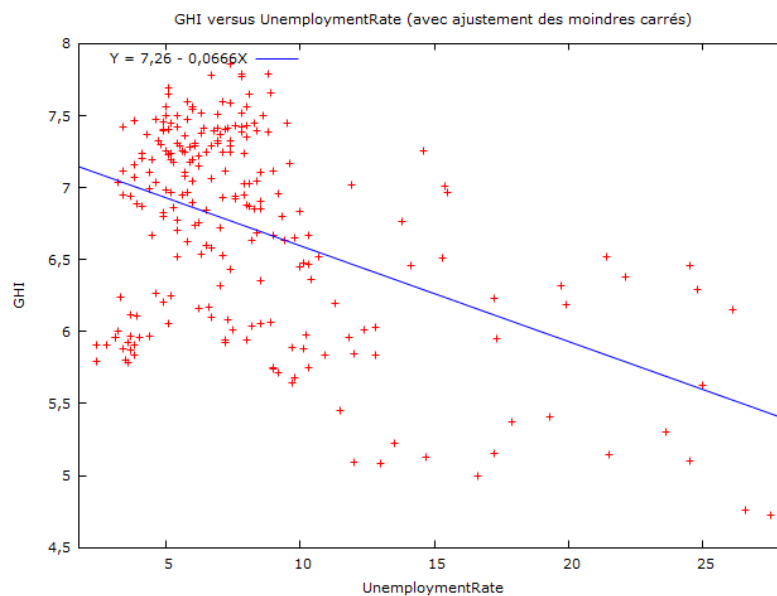
Après sélection et nettoyage des données, nous obtenons un panel cylindré de 23 pays sur 10 années (de 2010 à 2019), pour un total de 230 observations.

3.4 Analyse exploratoire

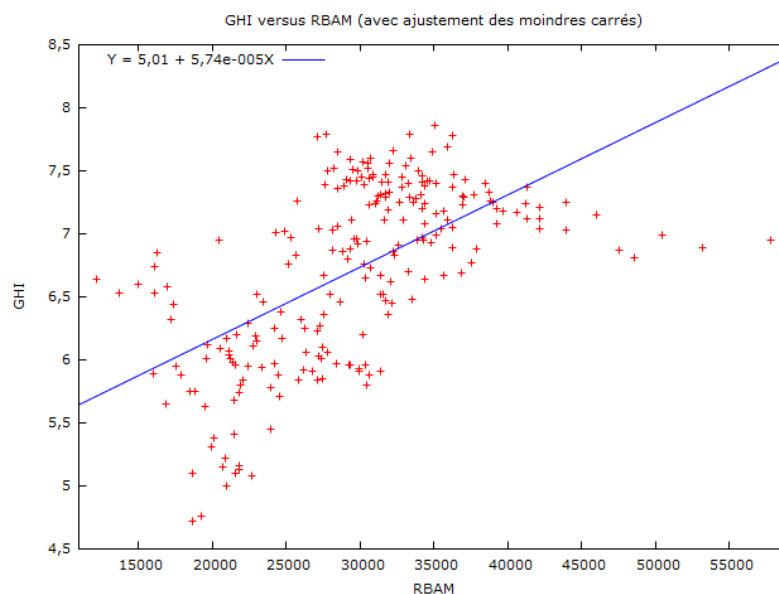
Une première analyse exploratoire de nos données permet de mettre en évidence certaines relations potentielles et la pertinence du choix de nos variables.

En ce qui concerne les statistiques descriptives, le tableau complet est consultable en annexe 2.

Tout d’abord, en accord avec la littérature présentée au chapitre 2, ainsi que l’intuition, le taux de chômage (**UnemploymentRate**) semble être négativement corrélé à l’indice de bonheur, et le revenu brut ajusté (**RBAM**) semble l’être positivement comme le montrent les graphiques 1 et 2.

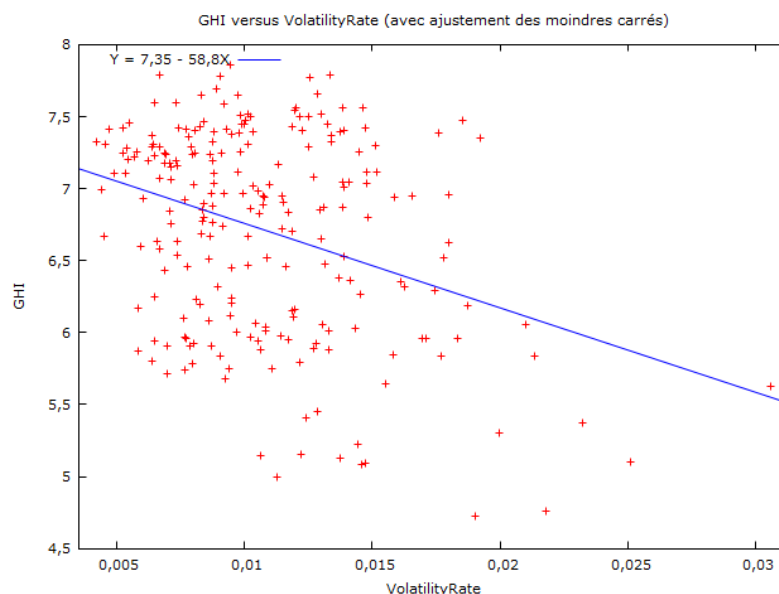


Graphique 1 : Indice de Bien-être GHI par rapport au taux de chômage annuel

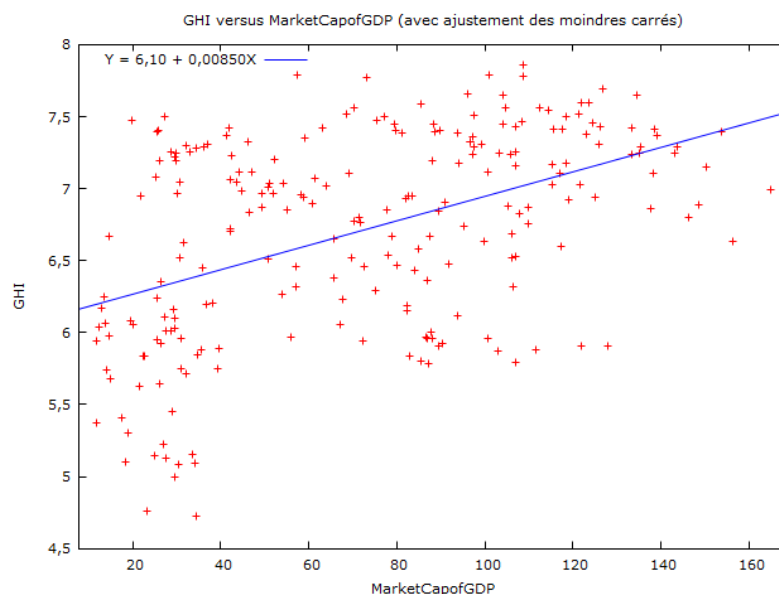


Graphique 2 : Indice de Bien-être GHI par rapport au revenu brut ajusté moyen

Ensuite, en ce qui concerne les variables ajoutées dans notre étude, le graphique 3 de la variable de volatilité (**VolatilityRate**) semble nous diriger vers un lien négatif avec le **GHI**, à l'inverse du graphique 4 qui semble montrer un lien positif entre l'indice de bien-être et la capitalisation du marché en pourcentage du PIB (**MarketCapofGDP**).

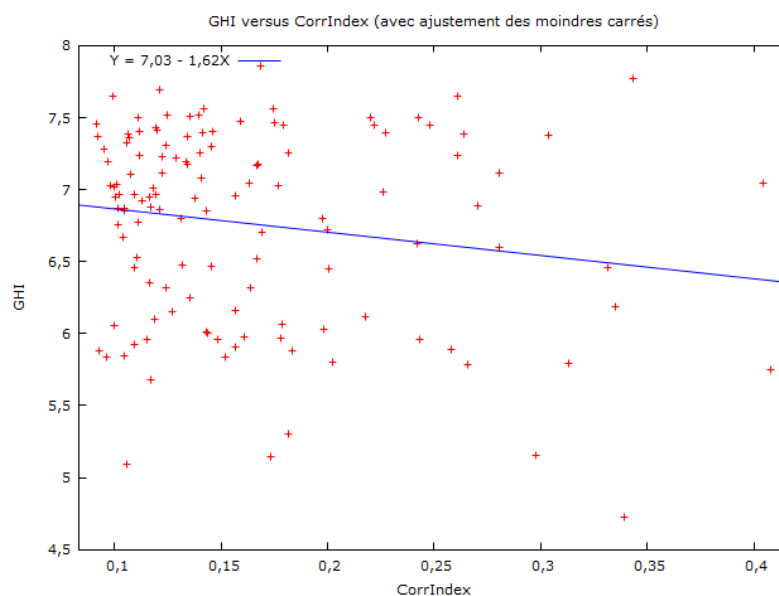


Graphique 3 : Indice de Bien-être GHI par rapport au taux de volatilité moyen de l'indice boursier

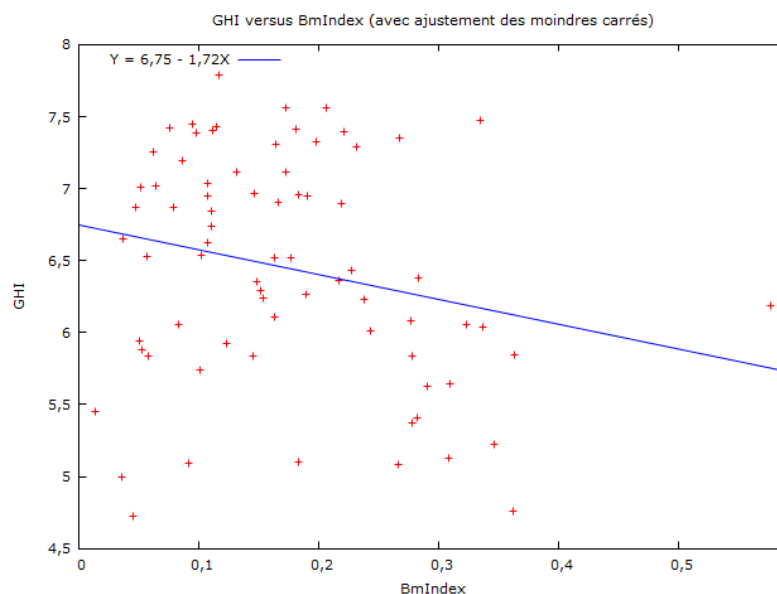


Graphique 4 : Indice de Bien-être GHI par rapport à la capitalisation du marché d'un pays en pourcentage de son PIB

Plus problématiques à analyser sont les nuages de points présentant les rapports entre **GHI** et les variables de corrections (**CorrIndex**) et de marchés baissiers (**BmIndex**), et présentés en annexe 3. Ces graphiques ont la particularité d'avoir un grand nombre de points sur l'intercept Y, ceci dû à la méthode de construction des 2 variables. Afin de tout de même tenter de percevoir un lien, nous avons dans les 2 cas supprimés les observations dont les valeurs étaient nulles, c'est-à-dire dans un cas les années qui ne présentaient pas de corrections, et dans l'autre les années ne présentant pas de marché baissier. Les résultats ainsi obtenus sont représentés dans les graphiques 5 et 6 ci-dessous.



Graphique 5 : Indice de Bien-être GHI par rapport à la variable de correction comprenant le nombre de corrections par an et la variation moyenne (valeurs nulles exclues)



Graphique 6 : Indice de Bien-être par rapport à la variable de marché baissier (valeurs nulles exclues)

Bien qu'ayant supprimé une part des données, on peut constater une pente négative dans les deux cas mais ne pouvons rien conclure de probant avant une analyse plus approfondie.

Afin de réaliser cette analyse, nous avons construit un modèle en rapport à nos variables et choisi une méthode de régression que nous avons estimé la plus adéquate sur base de plusieurs arguments.

4. Méthode et Modèle

4.1 Méthode

Etant donné la structure en panel de notre base de données, plusieurs possibilités de méthodes de régression se sont présentées.

Nous avons ici opté pour la méthode de panel à effets fixes avec intégration des variables muettes, dites « dummy », ou LSDV. Nous justifions ce choix de deux manières, une logique, l'autre analytique.

En effet, la méthode à effets fixes est utilisée lorsque l'on s'intéresse à des variables qui changent au cours du temps et lorsque les entités (ici les pays) comportent des différences qui pourraient influencer la variable expliquée mais que nous ne pouvons quantifier, par exemple des différences culturelles ou même des conceptions du bien-être différentes selon les pays. L'utilisation de variables muettes temporelles ainsi que par pays permet d'absorber les effets particuliers aux pays et à l'année¹⁰.

Par ailleurs, nous avons procédé, en utilisant le logiciel Gretl, à une analyse qui nous a permis de confirmer notre choix de la méthode LSDV. En procédant d'abord à une régression en utilisant la méthode des MCO ainsi qu'à une analyse de panel, nous avons pu déterminer, avec trois tests d'hypothèses, que la méthode de panel à effets fixes était préférable aux MCO ainsi qu'à la méthode de panel à effets aléatoires.

Le premier test de significativité conjointe, avec une valeur p inférieure à 0.05, nous permet d'écarter l'hypothèse nulle de performance des MCO par rapport aux effets fixes.

Le deuxième test de Breusch-Pagan, avec une valeur p inférieure à 0.05, nous permet d'écarter l'hypothèse nulle de la méthode des MCO, en faveur de l'hypothèse alternative des effets aléatoires.

Enfin, le troisième test de Hausman, avec une valeur p inférieure à 0.05, permet de rejeter l'hypothèse nulle des effets aléatoires, en faveur de l'alternative des effets fixes. Tous les résultats sont disponibles en annexe 4.

4.2 Modèle

Sur base de ces éléments, nous pouvons poser un premier modèle général :

$$(1) \quad Y_{it} = \sum \beta_j X_{it} + \sum \alpha_i + \lambda_t + \mu$$

Y_{it} est la variable dépendante avec les indices i de pays et t de temps.

$\sum \beta_j X_{it}$ sont les sommes des variables indépendantes X_{it} multipliés par leurs coefficients respectifs β_j .

α_i et λ_t sont respectivement les sommes des variables muettes des pays et des variables muettes temporelles.

¹⁰ <https://www.princeton.edu/~otorres/Panel101.pdf>

μ représente le terme d'erreur.

Transposé dans notre étude, le modèle devient:

$$(2) \quad \text{GHI}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{MarketCapofGDP}_{it} + \beta_2 \text{RBAM}_{it} + \beta_3 \text{UnemploymentRate}_{it} + \beta_4 \text{CorrIndex}_{it} + \beta_5 \text{BmIndex}_{it} + \beta_6 \text{VolatilityRate}_{it} + \Sigma \alpha_i + \lambda_t + \mu$$

Comme vu au chapitre 3, la variable **GHI** est la variable dépendante du bien-être pour le pays i à l'année t . **MarketCapofGDP** la capitalisation boursières des principales entreprises d'un pays en pourcentage de son PIB, **RBAM** est le revenu brut ajusté moyen par habitant, **Unemployment** est le taux de chômage annuel, **CorrIndex** la variable construite des corrections du marché, **BmIndex** la variable construite des marchés baissiers, et **VolatilityRate** le taux de volatilité moyen des indices boursiers des pays.

5. Résultats et Analyse

5.1 Régression linéaire

Nous avons réalisé notre première régression à l'aide du logiciel Gretl en utilisant la méthode des LSDV. Les résultats, résumés dans le tableau 1 ci-dessous, sont repris de manière complète en annexe 5.

Symbole		Coefficient	Ecart-type	T-stat	P-valeur	significativité
β_0	constante	7,17199	0,364688	19,67	6,97E-48	***
β_1	MarketCapofGDP	-0,000415452	0,00108601	-0,3825	0,7025	
β_2	RBAM	6,82E-06	1,34E-05	0,5088	0,6115	
β_3	UnemploymentRate	-0,0436934	0,00858196	-5,091	8,45E-07	***
β_4	CorrIndex	-0,345527	0,162707	-2,124	0,035	**
β_5	BmIndex	-0,533132	0,188893	-2,822	0,0053	***
β_6	VolatilityRate	-6,21536	7,16776	-0,8671	0,387	
R2 - LSDV		0,943811				
F(37, 192) - LSDV		87,16321				
observations		230				

Tableau 1: Première régression (Effets fixes LSDV)

Formulons d'abord quelques rappels concernant les éléments du tableau:

- Les coefficients sont les valeurs de β que nous cherchons à déterminer.
- Les écarts-types mesurent la dispersion des données autour de la moyenne.
- La T-stat ainsi que la P-valeur servent à tester la significativité des variables, qui sont testées aux intervalles de confiance de 90%, 95% et 99%.

Ensuite, le tableau 2 représente la matrice de corrélation de Pearson obtenu de même à l'aide de Gretl.

	1)	2)	3)	4)	5)	6)	7)
1)GHI	1						
2)MarketCapof GDP	0,4686	1					
3)RBAM	0,5937	0,3993	1				
4)UnemploymentRate	-0,4641	-0,3170	-0,4310	1			
5)CorrIndex	0,0043	0,0515	-0,0413	0,0545	1		
6)BmIndex	-0,2926	-0,3050	-0,2816	0,3002	-0,2815	1	
7)VolatilityRate	-0,3387	-0,3189	-0,2802	0,5097	0,1579	0,5031	1

Tableau 2: Matrice de corrélation de Pearson

Rappelons également que ce tableau permet de constater les liens de corrélation entre variables selon l'échelle de 0 à 1, 0 montrant une absence de lien et 1 montrant une colinéarité parfaite. Les valeurs négatives ayant la même échelle mais un rapport inverse, c'est-à-dire que lorsqu'une variable augmente, l'autre diminue.

Après avoir réalisé cette régression qui est le point central de notre étude, nous en avons réalisé deux autres en utilisant pour l'une la méthode de panel à effets fixes mais sans variables muettes, et pour l'autre les MCO, ceci à des fins de comparaison. Les résultats de ces régressions sont disponibles en annexes 6 et 7.

5.2 Qualité du modèle

Avant d'analyser les coefficients, il est utile de s'intéresser à la qualité du modèle mis en place, et de comparer les résultats avec les deux autres régressions effectuées, comme mentionné plus haut. Le R^2 de la régression LSDV a une valeur de 0.943811. Plus cette valeur s'approche de 1, plus les variations des variables explicatives du modèle mis en place expliquent les variations de la variable dépendante, c'est-à-dire ici l'indice de bien-être GHI. Le résultat obtenu est très proche de 1, et semble nous indiquer une grande qualité du modèle.

Cependant, il est courant d'avoir un R^2 si haut avec les régressions LSDV, car les variables muettes tendent à influencer fortement les résultats. En le comparant avec le R^2 de la régression à effets fixes sans variables muettes, qui est de 0.937917, nous pouvons constater qu'il n'y a pas une grande différence avec l'intégration des variables muettes.

Le R^2 de la régression MCO présent une valeur bien moindre de 0.45553, ce qui est fort différent des deux précédentes régressions mais toutefois pas étonnant, puisque les MCO ne prennent pas en considération les effets fixes entre pays et années.

5.3 Significativité des variables

En nous référant au tableau 1 de régression LSDV, nous pouvons constater que les variables du taux de chômage **UnemploymentRate** et de l'indice de marché baissier **BmIndex**, ainsi que la constante du modèle, sont significatifs au seuil de 99%. En effet, leur T-stat est supérieure en valeur absolue à 2,58 et leur P-valeur est inférieure à 0,01. Nous pouvons donc rejeter l'hypothèse H_0 d'absence de significativité pour ces 2 variables ainsi que la constante aux seuils de 90%, 95% et 99%.

La variable **CorrIndex**, quant à elle, a une T-stat en valeur absolue de 2,124 et une P-valeur de 0,035. Nous pouvons donc rejeter l'hypothèse H_0 d'absence de significativité aux seuils de 90% et 95% mais pas de 99%.

Les variables restantes **MarketCapofGDP**, **RBAM** et **VolatilityRate** n'ont pas de T-stat supérieures aux seuils considérés ni de P-valeur inférieures à ceux-ci, et nous ne pouvons donc pas rejeter l'hypothèse H_0 d'absence de significativité.

5.4 Analyse des coefficients

Analysons tout d'abord les variables significatives. Le taux de chômage, **UnemploymentRate**, comme indiqué dans la littérature sur le sujet, a un impact relativement important sur le bien-être. D'après les résultats de notre régressions LSDV, une augmentation du taux de chômage de 1%, par exemple un passage d'un taux de 5% à un taux de 6% diminue l'indice de bien-être de 0,0436934. Par ailleurs, son coefficient de corrélation avec la variable GHI, dans le tableau 2, est de -0,464, ce qui indique une corrélation moyenne. De plus, dans les 2 autres régressions, le coefficient de cette variable est également négatif et significatif à un seuil de 99%.

La deuxième variable significative est l'indice de marché baissier **BmIndex**. Son coefficient est négatif, ce qui signifie qu'une augmentation d'une de ses composantes, c'est-à-dire soit de la durée du marché baissier, soit de sa variation totale, et toutes choses égales par ailleurs, aura un impact négatif sur l'indice de bien-être GHI. Etant donné la construction de la variable, il est impossible de déterminer, dans l'état actuel de cette étude, l'importance relative de l'une ou l'autre composante dans la variation. Dans les deux autres régressions, **BmIndex** a également un coefficient négatif, bien que significatif uniquement dans la régression de panel à effets fixes sans variables muettes et à un seuil de 95%.

La variable de corrections de marché **CorrIndex**, significative au seuil de 95%, est négative, ce qui signifie pareillement que l'augmentation d'une de ses composantes, soit le nombre de corrections soit l'amplitude de celles-ci, toutes choses égales par ailleurs, aura un impact négatif, sur l'indice de bien-être. Cependant, le coefficient est positif dans la régression MCO, négatif dans la régression sans variables muettes, et nous ne pouvons rejeter l'hypothèse d'absence de significativité dans ces deux cas au seuil de 90%.

Le coefficient de la variable de la proportion de la capitalisation du marché par rapport au PIB **MarketCapofGDP** est négatif, ce qui signifie que plus une économie d'un pays est financiarisée, plus l'indice de bien-être diminue. Cependant cette variable n'est pas significative au seuil de 90% dans la régression LSDV. Nous ne pouvons donc présumer d'un impact de cette variable sur le bien-être. Il en va de même pour la régression sans variables muettes. Dans la régression MCO au contraire, non seulement elle est significative au seuil de 99%, mais en plus elle est positive, ce qui pourrait indiquer un impact positif sur le bien-être et serait un élément nouveau des déterminants du bien-être, du moins dans les économies avancées comme souligné dans cette étude.

Le coefficient du taux de volatilité moyen des indices boursiers **VolatilityRate** est quant à lui négatif dans les régressions LSDV et MCO, positif dans la régression de panel à effets fixes sans variables muettes, et non significatif dans les 3 cas au seuil de 90%.

Enfin, la dernière variable est plus problématique car les résultats varient fortement et en contradiction avec la littérature. Dans notre première régression LSDV, le coefficient de la variable de revenu brut **RBAM** est positif mais non significatif au seuil de 90%. Dans la régression MCO, le résultat est également positif et significatif au seuil de 99%, ce qui semble confirmer les résultats de l'étude de Eiffe et al (2016) et indique un impact positif du revenu brut **RBAM** sur le bien-être. Cependant, dans la régression à effets fixes sans variables muettes, le résultat est significatif au seuil de 95% mais le coefficient est négatif, ce qui signifierait qu'une augmentation du revenu brut diminuerait l'indice de bien-être, allant ainsi à l'encontre de la littérature et de l'intuition.

5.5 Limites du modèle

La principale limite de notre modèle provient de la construction de nos variables **BmIndex** et **CorrIndex**. Nous avons tenté de capturer deux événements qui nous semblaient importants dans les comportements des marchés boursiers et dans l'influence qu'ils pouvaient avoir sur les agents économiques. Néanmoins, il est probable que soit leurs composantes ne soient pas adéquates, soit c'est leur articulation qui ne le soit pas. Nous pensons qu'il serait pertinent de créer une variable « par palier », c'est-à-dire qui attribuerait une valeur aux variations, pendant une certaine durée, selon un système d'intervalles. Par exemple de 0% à 5% attribuer la valeur 1, de 6% à 10% la valeur 2, et ainsi de suite. Cela permettrait d'obtenir des valeurs continues, et non pas avec un grand nombre de données sur l'intercept.

Ensuite, la taille de l'échantillon, bien que relativement grande, pourrait l'être beaucoup plus. De plus, il serait intéressant, en augmentant l'échantillon, de créer une classification entre pays afin de pouvoir comparer les groupes ayant des politiques économiques et sociales similaires, et de voir les différences de variations inter et intra groupes.

Enfin, nous avons considéré toutes les variables suivant une même année, et n'avons pas pris en compte de potentiels effets retardés de certaines de ces variables sur l'indice de bien-être. Or cela peut avoir de sérieuses implications sur notre modèle. Nous donc pensons qu'il serait bienvenu, en plus des modifications proposées plus haut, d'effectuer des régressions avec des retards sur les

variables en question.

6. Conclusion

A travers notre étude, nous avons cherché à établir un lien de causalité entre les variations des indices boursiers et le bien-être subjectif, ainsi que celui entre la financiarisation d'une économie et ce même bien-être. Ces relations n'ont, à notre connaissance, jamais été établies de manière directe. En effet, la littérature trouvée à ce sujet montre bien un impact des crises, du chômage et du revenu sur le bien-être, ainsi qu'un impact des indices boursiers sur le chômage, mais ne montrent pas de lien direct des variations des indices boursiers sur le bien-être. Or, la nature même des indices boursiers fait qu'ils peuvent aussi bien avoir une valeur prédictive d'une économie qu'une indication de l'état actuelle de celle-ci, et ainsi peuvent conduire à des variations des taux de chômage « par anticipation », ou même simplement à la crainte d'une augmentation du taux de chômage, et donc à la crainte d'une perte d'emploi, ce qui conduit au final dans les deux cas à une diminution du bien-être subjectif.

Nous avons tenté d'intégrer, en construisant notre modèle, différentes variables économiques qui pouvaient expliquer les variations de bien-être subjectif. Certaines variables, comme le taux de chômage et le revenu brut moyen, sont des variables dont l'influence a déjà été étudiée, comme vu dans notre revue de la littérature. D'autres au contraire, ont été soit entièrement construites par nous, soit ajoutées telles qu'elles dans notre modèle. Ainsi, les variables de la volatilité moyenne des indices et le pourcentage de capitalisation du marché boursier par rapport au PIB ont été intégrées directement, tandis que la variable de corrections de marché et celle de marchés baissiers ont été construites en prenant en compte les composantes qui pouvaient influencer le bien-être.

La méthode principale de régression utilisée sur notre panel de données est la méthode à effets fixes avec variables muettes, ou LSDV. Deux autres régressions, l'une à effets fixes sans variables muettes, l'autre des moindres carrés ordinaires, ou MCO, ont été réalisées afin de comparer les résultats.

Les résultats de ces régressions diffèrent fortement selon les variables. Dans le cas du taux de chômage, toutes les régressions confirment les études sur le sujet et montrent une diminution du bien-être avec une augmentation du taux de chômage.

En ce qui concerne le revenu brut moyen, alors que les études précédentes montrent une influence

positive sur le bien-être, les résultats obtenus diffèrent en significativité et en signe.

Pour ce qui est des variables qui nous intéressent plus particulièrement, celle de corrections de marchés et celle de marchés baissiers montrent un impact négatif sur le bien-être, soit lorsque la valeur de la variation augmente, soit lorsque la durée des marchés baissiers ou la fréquence des corrections augmentent. Les deux autres régressions montrent des résultats différents mais moins significatifs.

Le pourcentage de la capitalisation du marché par rapport au PIB, que nous avons utilisé afin de quantifier la financiarisation d'une économie, a un impact positif et significatif sur le bien-être uniquement lors de la régression MCO. Par contre, dans la régression LSDV, elle est négative et non significative.

Enfin, le taux de volatilité moyen des indices boursiers ne semble pas avoir d'impact sur l'indice de bonheur, et ce dans les 3 régressions.

Au vu de ces résultats variés, nous avons présentés ce qui nous semblait le plus limiter notre modèle et avons proposés des solutions qui pourraient augmenter la précision des résultats.

Finalement, nous pensons que s'intéresser aux déterminants du bien-être, de manière générale, permettrait de mieux aiguiller les politiques économiques dans un objectif d'amélioration de qualité de vie des citoyens. De plus, le lien entre bien-être et économie n'est pas unilatéral. En effet, certaines études (Rao et al, 2014) ont montré que le bonheur influence les décisions d'investissement. Ainsi, chercher à augmenter le bien-être, en plus d'être une fin en soi, deviendrait également un moyen d'améliorer l'économie et donc pourrait rendre compatible efficacité économique et recherche du bien-être.

Bibliographie

- CLAESSENS, S., & KOSE, M. M. A. (2013). "Financial crises explanations, types, and implications". *International Monetary Fund*. No. 13-28.
- DIENER, E. (1984). "Subjective well-being". *Psychological Bulletin*, 95, 542–575.
- DIENER, E., & SELIGMAN, M. E. (2004). "Beyond money: Toward an economy of well-being". *Psychological science in the public interest*, 5(1), 1-31.
- DIENER, E., LUCAS, R., HELLIWELL, J. F., HELLIWELL, J., & SCHIMMACK, U. (2009). *Well-being for public policy*. Series in Positive Psychology.
- Di TELLA, R., MACCULLOCH, R. J., OSWALD, A. J. (2001). "Preferences over Inflation and Unemployment: Evidence from Surveys of Happiness." *American Economic Review*, 91 (1): 335-341.
- EIFFE, F., PONOCNY, I., GARTNER, K., & TILL, M. (2016). "Analytical report on subjective Well-being". *Luxembourg: Publications Office of the European Union*. 2016 edition
- EUROSTAT (2016), "Analytical report on subjective well-being", 1^e édition, *Office des publications de l'Union Européenne*, Luxembourg
- DURAND, M. (2015). "The OECD Better Life Initiative: How's Life? And the Measurement of Well-Being". *Review of Income and Wealth*, Vol. 61, Issue 1, pp. 4-17, 2015.
- FARMER, R. E. (2012). "The stock market crash of 2008 caused the Great Recession: Theory and evidence". *Journal of Economic Dynamics and Control*, 36(5), 693-707.
- FRANKEL, J. A., & SARAVELOS, G. (2010). "Are leading indicators of financial crises useful for assessing country vulnerability? Evidence from the 2008-09 global crisis". *National bureau of economic research*. (No. w16047).
- GUDMUNDSDOTTIR, D. G. (2013). "The impact of economic crisis on happiness". *Social indicators research*, 110(3), 1083-1101.
- KORONAKOS, G., SMIRLIS, Y., SOTIROS, D., & DESPOTIS, D. K. (2019). "Assessment of OECD Better Life Index by incorporating public opinion". *Socio-Economic Planning Sciences*, 100699.
- LI, X., SHEN, D., XUE, M., ZHANG, W. (2017). "Daily happiness and stock returns: The case of Chinese company listed in the United States". *Economic Modelling*, 2017, vol. 64, p. 496-501.
- NAEEM, M. A., FARID, S., FARUK, B., SHAHZAD, S. J. H. (2020). "Can happiness predict future volatility in stock markets?". *Research in International Business and Finance*, 2020, vol. 54, p. 101298.
- PAN, W. F. (2018). "Does the stock market really cause unemployment? A cross-country analysis". *The North American Journal of Economics and Finance*, 44, 34-43.

- RAO, Y., MEI, L., & ZHU, R. (2016). "Happiness and stock-market participation: Empirical evidence from China". *Journal of Happiness Studies*, 2016, vol. 17, no 1, p. 271-293.
- REINHART, C. M., & ROGOFF, K. S. (2009). *This time is different: Eight centuries of financial folly*. Princeton university press. 2009
- SACHS, J. D., LAYARD, R., HELLIWELL, J. F., et al. (2018). *World happiness report 2018*. 2018.
- TELLA, R. D., MACCULLOCH, R. J., & OSWALD, A. J. (2003). "The macroeconomics of happiness". *Review of Economics and Statistics*, 85(4), 809-827.
- VEENHOVEN, R. (1991). "Is happiness relative?". *Social indicators research*, 24(1), 1-34.
- VEENHOVEN, R. (1994). "Is Happiness a Trait?". *Social Indicators Research*, 32, 101-60.
- VEENHOVEN, R., & HAGENAARS, A. (1989). *Did the crisis really hurt? Effects of the 1980-82 economic recession on satisfaction, mental health and mortality*. University Press Rotterdam, Chapter 14, Conclusions (pp. 284-294)
- WOOLDRIDGE, J. (2018), *Introduction à l'économétrie*, 2ème édition, De Boeck Supérieur, Louvain-la-Neuve (Belgique)
- ZHANG, W., LI, X., SHEN, D., TEGLIO, A. (2016). "Daily happiness and stock returns: Some international evidence". *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, Volume 460, Pages 201-209.

Bases de données

Indice de bien-être Gallup :

Gallup sur : <https://worldhappiness.report/ed/2020/>

Capitalisation du marché par pays :

Ceicdata sur : <https://www.ceicdata.com>

Indices boursiers :

investing.com sur : <https://www.investing.com/indices/major-indices>

Yahoo finance sur : <https://finance.yahoo.com/quote/>

Données macroéconomiques :

OCDE sur: <https://stats.oecd.org/>

Annexes

Annexe 1: Liste des pays de l'échantillon

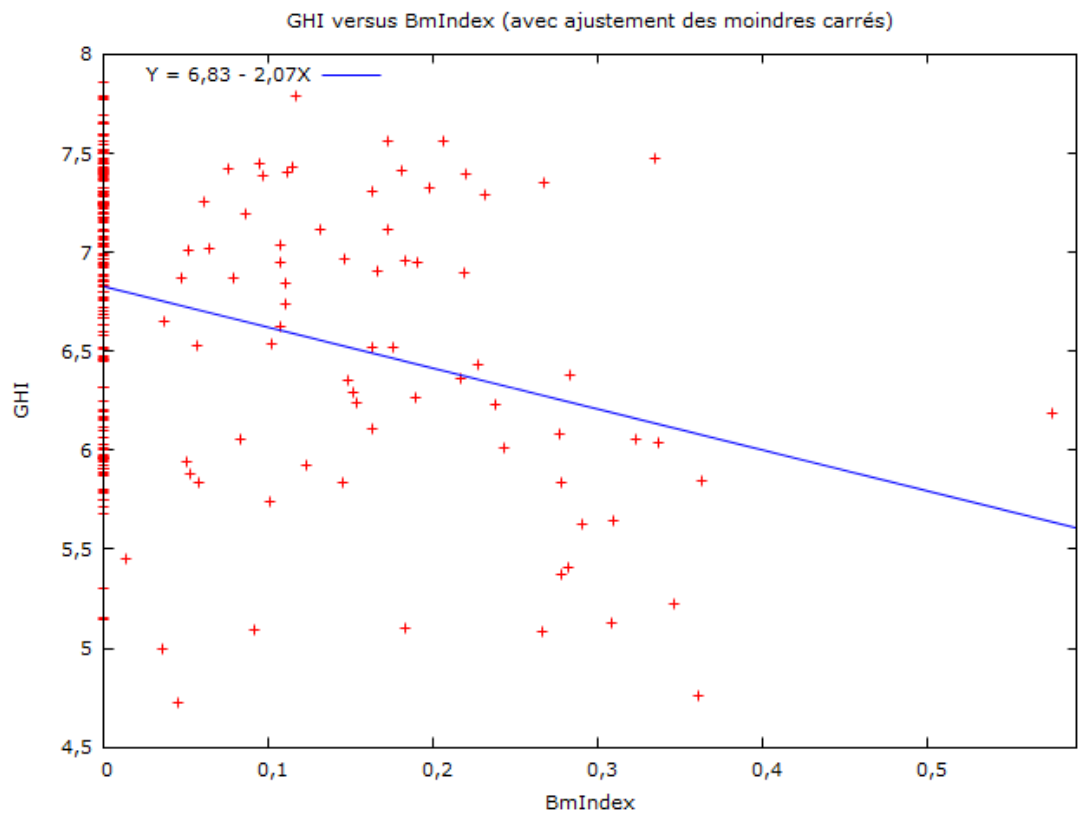
Table des chaînes de codes pour les variables 1 (Country)

1	=	'Australia'
2	=	'Austria'
3	=	'Belgium'
4	=	'Canada'
5	=	'Chile'
6	=	'Denmark'
7	=	'Finland'
8	=	'France'
9	=	'Germany'
10	=	'Greece'
11	=	'Ireland'
12	=	'Italy'
13	=	'Japan'
14	=	'Netherlands'
15	=	'New Zealand'
16	=	'Poland'
17	=	'Portugal'
18	=	'Slovenia'
19	=	'South Korea'
20	=	'Spain'
21	=	'Sweden'
22	=	'United Kingdom'
23	=	'United States'

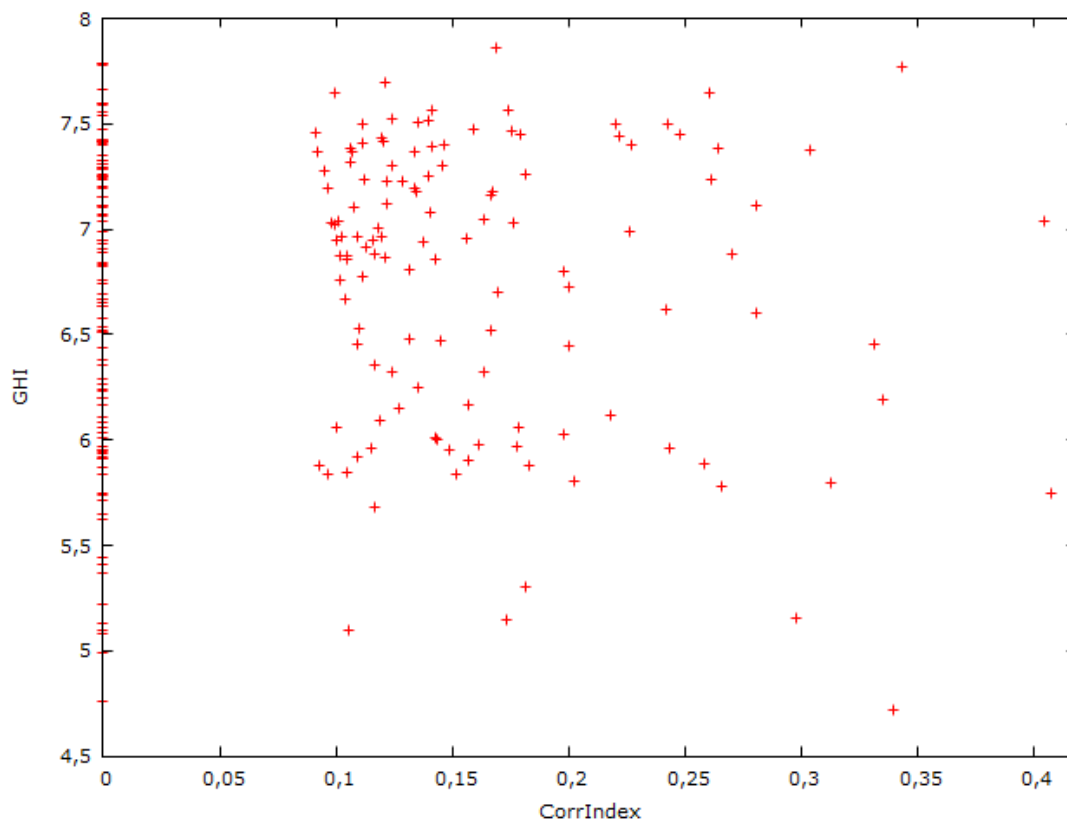
Annexe 2: Statistiques descriptives complètes

Statistiques descriptives, utilisant les observations 1:01 - 23:10				
Variable	Moyenne	Médiane	Minimum	Maximum
GHI	6,7112	6,8874	4,7203	7,8581
MarketCapofGDP	72,402	72,797	11,737	164,85
RBAM	29619,	30130,	12127,	57784,
CorrIndex	0,090014	0,10065	0,00000	0,40770
BmIndex	0,055765	0,00000	0,00000	0,57592
UnemploymentRate	8,2657	7,0500	2,4000	27,500
VolatilityRate	0,010811	0,010098	0,0042266	0,030553
Variable	Écart type	C.V.	Asymétrie	Ex. aplatissement
GHI	0,70580	0,10517	-0,63164	-0,45299
MarketCapofGDP	38,923	0,53760	0,19193	-1,0872
RBAM	7304,3	0,24661	0,37492	0,84374
CorrIndex	0,096750	1,0748	0,82569	0,099740
BmIndex	0,099990	1,7931	1,9587	3,7819
UnemploymentRate	4,9188	0,59509	1,9599	3,8719
VolatilityRate	0,0040683	0,37629	1,1862	2,3805
Variable	Pourc. 5%	Pourc. 95%	Intervalle IQ	Obs. manquantes
GHI	5,3408	7,5909	1,1885	0
MarketCapofGDP	17,962	137,93	70,878	0
RBAM	17444,	41677,	9727,7	0
CorrIndex	0,00000	0,27500	0,14545	0
BmIndex	0,00000	0,28238	0,091693	0
UnemploymentRate	3,4000	20,575	4,0000	0
VolatilityRate	0,0054878	0,018422	0,0052391	0

Annexe 3 : Graphiques BmIndex et CorrIndex



Graphique Annexe 3a : GHI par rapport à la variable de marchés baissiers



Graphique Annexe 3b : GHI par rapport à la variable de corrections

Annexe 4 : Diagnostique de panel Gretl

Diagnostics: using $n = 23$ cross-sectional units

Fixed effects estimator

allows for differing intercepts by cross-sectional unit

	coefficient	erreur std.	t de Student	p. critique	
const	7,64182	0,244373	31,27	3,79e-079	***
MarketCapofGDP	-0,000825832	0,00103430	-0,7984	0,4256	
RBAM	-1,36928e-05	6,54759e-06	-2,091	0,0378	**
CorrIndex	-0,194654	0,152344	-1,278	0,2028	
BmIndex	-0,359218	0,167905	-2,139	0,0336	**
UnemploymentRate	-0,0541284	0,00806231	-6,714	1,90e-010	***
VolatilityRate	1,82241	5,38227	0,3386	0,7353	

AVERTISSEMENT : la matrice des données est proche d'une matrice singulière!

Residual variance: $7,08216 / (230 - 29) = 0,0352346$

Significativité conjointe des différences de moyennes par groupe :

$F(22, 201) = 70,9902$ avec p. critique $2,50992e-082$
 (Une valeur faible de P joue en défaveur de l'hypothèse nulle selon laquelle les MCO empilés sont aussi performants que les effets fixes.)

Variance estimators:

between = 0,265918

within = 0,0352346

theta used for quasi-demeaning = 0,885646

Random effects estimator

allows for a unit-specific component to the error term

	coefficient	erreur std.	t de Student	p. critique	
const	7,37066	0,261801	28,15	2,32e-075	***
MarketCapofGDP	-0,000268254	0,00101166	-0,2652	0,7911	
RBAM	-7,33888e-06	6,33568e-06	-1,158	0,2480	
CorrIndex	-0,158909	0,156644	-1,014	0,3115	
BmIndex	-0,352379	0,172887	-2,038	0,0427	**
UnemploymentRate	-0,0518963	0,00789838	-6,570	3,49e-010	***
VolatilityRate	3,72232	5,49405	0,6775	0,4988	

Breusch-Pagan test statistic:

LM = 607,097 with p-value = $\text{prob}(\text{chi-square}(1) > 607,097) = 4,78868e-134$

(Une valeur faible de P joue en défaveur de l'hypothèse nulle selon laquelle le modèle MCO empilé est adéquat, au contraire de l'alternative des effets aléatoires.)

Hausman test statistic:

H = 21,0839 with p-value = $\text{prob}(\text{chi-square}(6) > 21,0839) = 0,001772$

(Une valeur faible de P joue en défaveur de l'hypothèse nulle selon laquelle le modèle à effets aléatoires est consistant, en faveur d'un modèle à effets fixes.)

Annexe 5 : Régression linéaire LSDV

Modèle 5: Effets fixes, utilisant les 230 observations

23 unités de coupe transversale incluses

Longueur des séries temporelles = 10

Variable dépendante: GHI

	coefficient	erreur std.	t de Student	p. critique	
const	7,17199	0,364688	19,67	6,97e-048	***
MarketCapofGDP	-0,000415452	0,00108601	-0,3825	0,7025	
RBAM	6,82369e-06	1,34126e-05	0,5088	0,6115	
UnemploymentRate	-0,0436934	0,00858196	-5,091	8,45e-07	***
VolatilityRate	-6,21536	7,16776	-0,8671	0,3870	
BmIndex	-0,533132	0,188893	-2,822	0,0053	***
CorrIndex	-0,345527	0,162707	-2,124	0,0350	**
dt_2	0,0381016	0,0607463	0,6272	0,5313	
dt_3	-0,142203	0,0613928	-2,316	0,0216	**
dt_4	-0,114074	0,0676716	-1,686	0,0935	*
dt_5	-0,208056	0,0695312	-2,992	0,0031	***
dt_6	-0,175661	0,0684958	-2,565	0,0111	**
dt_7	-0,210924	0,0792523	-2,661	0,0084	***
dt_8	-0,240261	0,101540	-2,366	0,0190	**

dt_9	-0,160407	0,105693	-1,518	0,1307	
dt_10	-0,222877	0,119814	-1,860	0,0644	*

AVERTISSEMENT : la matrice des données est proche d'une matrice singulière!

Moy. var. dép.	6,711204	Éc. type var. dép.	0,705797
Somme carrés résidus	6,409824	Éc. type de régression	0,182714
R2 - LSDV	0,943811	R2 intra	0,302769
F(37, 192) - LSDV	87,16321	p. critique (F)	5,4e-101
Log de vraisemblance	85,37260	Critère d'Akaike	-94,74519
Critère de Schwarz	35,90182	Hannan-Quinn	-42,04482
rho	0,342269	Durbin-Watson	1,157952

Test conjoint des regressseurs spécifiés -

Statistique de test: $F(6, 192) = 8,29991$

avec p. critique = $P(F(6, 192) > 8,29991) = 5,29893e-008$

Test de différence de constante entre groupes -

Hypothèse nulle : Les groupes ont une ordonnée à l'origine commune

Statistique de test: $F(22, 192) = 64,7872$

avec p. critique = $P(F(22, 192) > 64,7872) = 1,29697e-076$

Wald joint test on time dummies -

Hypothèse nulle : No time effects

Statistique asymptotique de test : $\text{Chi-deux}(9) = 20,1393$

avec p. critique = 0,0170722

Annexe 6 : Régression Effets fixes

Modèle 14: Effets fixes, utilisant les 230 observations

23 unités de coupe transversale incluses

Longueur des séries temporelles = 10

Variable dépendante: GHI

	coefficient	erreur std.	t de Student	p. critique	

const	7,64182	0,244373	31,27	3,79e-079	***
VolatilityRate	1,82241	5,38227	0,3386	0,7353	
BmIndex	-0,359218	0,167905	-2,139	0,0336	**
CorrIndex	-0,194654	0,152344	-1,278	0,2028	
MarketCapofGDP	-0,000825832	0,00103430	-0,7984	0,4256	
RBAM	-1,36928e-05	6,54759e-06	-2,091	0,0378	**
UnemploymentRate	-0,0541284	0,00806231	-6,714	1,90e-010	***

AVERTISSEMENT : la matrice des données est proche d'une matrice singulière!

Moy. var. dép.	6,711204	Éc. type var. dép.	0,705797
Somme carrés résidus	7,082163	Éc. type de régression	0,187709
R2 - LSDV	0,937917	R2 intra	0,229635
F(28, 201) - LSDV	108,4505	p. critique (F)	8,8e-106

Log de vraisemblance	73,90163	Critère d'Akaike	-89,80326
Critère de Schwarz	9,901044	Hannan-Quinn	-49,58455
rho	0,379434	Durbin-Watson	1,097925

Test conjoint des regresseurs spécifiés -

Statistique de test: $F(6, 201) = 9,98586$

avec p. critique = $P(F(6, 201) > 9,98586) = 1,20209e-009$

Test de différence de constante entre groupes -

Hypothèse nulle : Les groupes ont une ordonnée à l'origine commune

Statistique de test: $F(22, 201) = 70,9902$

avec p. critique = $P(F(22, 201) > 70,9902) = 2,50992e-082$

Annexe 7 : Régression MCO

Modèle 15: MCO empilés, utilisant les 230 observations

23 unités de coupe transversale incluses

Longueur des séries temporelles = 10

Variable dépendante: GHI

	coefficient	erreur std.	t de Student	p. critique	
const	5,57436	0,221869	25,12	5,72e-067	***
VolatilityRate	-8,69518	11,7735	-0,7385	0,4610	
BmIndex	-0,163253	0,455150	-0,3587	0,7202	
CorrIndex	0,153731	0,405128	0,3795	0,7047	
MarketCapofGDP	0,00405800	0,00101929	3,981	9,28e-05	***
RBAM	3,90009e-05	5,62595e-06	6,932	4,41e-011	***
UnemploymentRate	-0,0269616	0,00882625	-3,055	0,0025	***

Moy. var. dép. 6,711204 Éc. type var. dép. 0,705797

Somme carrés résidus 62,11105 Éc. type de régression 0,527755

R2 0,455530 R2 ajusté 0,440880

F(6, 223) 31,09542 p. critique (F) 4,93e-27

Log de vraisemblance -175,8030 Critère d'Akaike 365,6060

Critère de Schwarz 389,6725 Hannan-Quinn 375,3139

rho 0,898929 Durbin-Watson 0,160338

Constante mise à part, la probabilité critique est la plus élevée pour la variable 17 (BmIndex)